

② $\gamma_1 \sim \text{Poisson}(\alpha p)$, $\gamma_2 \sim \text{Poisson}((1-\alpha)p)$

γ_1 e γ_2 são condicionalmente independentes.

A priori: $\alpha \sim \text{Beta}(p, q)$, $p \sim \text{Gamma}(q+p, 1)$

α e p são independentes.

a)

$$\text{PMF da Poisson: } P(\gamma=k, \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}$$

Como tem independência de veross. conjuntas é o produto das PMF's:

$$L(y_1, y_2 | \alpha, p) = \left(\frac{e^{-\alpha p} (\alpha p)^{y_1}}{y_1!} \right) \left(\frac{e^{-(1-\alpha)p} ((1-\alpha)p)^{y_2}}{y_2!} \right)$$

$$= \frac{\alpha^{y_1} (1-\alpha)^{y_2} p^{y_1+y_2} e^{-\alpha p - (1-\alpha)p}}{y_1! y_2!} \times \underbrace{\alpha^{y_1} (1-\alpha)^{y_2} p^{y_1+y_2} e^{-p}}$$

b) a priori $\pi(\alpha, p)$ constante de normalização.

$$\pi(\alpha) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} \cdot \alpha^{p-1} (1-\alpha)^{q-1} \times \underbrace{\alpha^{p-1} (1-\alpha)^{q-1}}$$

$$\pi(p) = \frac{1^{p+q}}{\Gamma(p+q)} p^{p+q-1} e^{-p} \times \underbrace{p^{p+q-1} e^{-p}}$$

Como temos
independências

$$\rightarrow \pi(\alpha, p) = \pi(\alpha) \pi(p)$$

$$\times \underbrace{\alpha^{p-1} (1-\alpha)^{q-1} p^{p+q-1} e^{-p}}$$

$$c) \pi(\alpha, \beta | y_1, y_2) \propto L(y_1, y_2 | \alpha, \beta) \cdot \pi(\alpha, \beta) \text{ Post. conjunta}$$

$$\therefore \pi(\alpha, \beta | y_1, y_2) \propto \alpha^{y_1} (1-\alpha)^{y_2} \beta^{\alpha+y_2} e^{-\beta} \cdot (\alpha^{\beta-1} (1-\alpha)^{q-1} \beta^{p-1} e^{-\beta})$$

agrupando os termos:

$$\pi(\alpha, \beta | y_1, y_2) \propto \alpha^{y_1+p-1} (1-\alpha)^{y_2+q-1} \beta^{(y_1+y_2)+(p+q-1)} e^{-2\beta}$$

- - -

d) Posterior Marginal α .

$$\pi(\alpha | y_1, y_2) = \int_{\mathbb{R}^+} \pi(\alpha, \beta | y_1, y_2) d\beta$$

$$\therefore \pi(\alpha | y_1, y_2) \propto \alpha^{y_1+p-1} (1-\alpha)^{y_2+q-1} \cdot \int_{\mathbb{R}} \beta^{(y_1+y_2)+(p+q-1)} e^{-2\beta} d\beta$$

A integral em questão se assemelha ao núcleo de uma distribuição Gamma: $x^{\alpha-1} e^{-\beta x}$

\therefore A integral resulta em uma constante que não depende de α , portanto:

$$\therefore \pi(\alpha | y_1, y_2) \propto \alpha^{y_1+p-1} (1-\alpha)^{y_2+q-1} \sim \text{Beta}(y_1+p, y_2+q)$$

- - -

e) Posterior Marginal β (mesma ideia da anterior)

$$\pi(\beta | y_1, y_2) = \int_0^1 \pi(\alpha, \beta | y_1, y_2) d\alpha$$

$$\therefore \pi(\beta | y_1, y_2) \propto \beta^{y_1+y_2+p+q-1} e^{-2\beta} \int_0^1 \alpha^{y_1+p-1} (1-\alpha)^{y_2+q-1} d\alpha$$

Como já vimos essa integral é núcleo de uma Beta logo consiste numa constante em relação a β .

$$\therefore \pi(\beta | y_1, y_2) \propto \beta^{y_1+y_2+p+q-1} e^{-2\beta} \sim \text{Gamma}(y_1+y_2+p+q, 2)$$

③ x := Número de defeituosas / dia.

$(x|y, \theta) \sim \text{Bin}(y, \theta)$, $y \sim \text{Poisson}(\lambda)$ sendo λ conhecido

a prior: $(\theta|y=g) \sim \text{Beta}(\alpha, \gamma)$, α, γ conhecidos e independentes de y .

$x|\theta \sim \text{Poisson}(\lambda\theta)$, $\theta \sim \text{Beta}(\alpha, \gamma)$

Problema: estimar θ

a) a posteriori $\pi(\theta|x=z)$

$\pi(\theta|z) \propto \underbrace{\rho(z|\theta)}_{?} \cdot \underbrace{\pi(\theta)}_{B(\alpha, \gamma)} \rightarrow$ Temos $\rho(x|y, \theta)$ então tiraremos y da equação.

$$\rho(x|\theta) = T \rho(x|y, \theta) \cdot \rho(y) = T \left(\binom{y}{z} \theta^z (1-\theta)^{y-z} \right) \left(\frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y!} \right)$$

$\because \rho(x|\theta)$ é uma mistura Binomial (y, θ) com Poisson (λ)

$$\text{O que resulta em } \sim \text{Poisson}(\lambda\theta) \rightarrow \rho(x|\theta) = \frac{(\lambda\theta)^x e^{-\lambda\theta}}{x!}$$

$$\therefore \pi(\theta|x=z) \propto \frac{(\lambda\theta)^z e^{-\lambda\theta}}{z!} \left(\frac{\pi(\alpha+\gamma)}{\gamma^{\alpha} (\alpha)^{\alpha} (\gamma)^{\gamma}} \theta^{\alpha-1} (1-\theta)^{\gamma-1} \right)$$

Removendo constantes:

$$\therefore \pi(\theta|x=z) \propto (\theta^{\alpha+\gamma-1}) (1-\theta)^{\gamma-1} e^{-\lambda\theta}$$

b) Posterior: Conjunto de $\pi(\gamma, \theta | x = n)$

$$\pi(\gamma, \theta | x = n) \propto p(x = n | \gamma = y, \theta) \cdot p(\gamma = y) \cdot \pi(\theta)$$

versos. de x. dist y. priori (θ)

$$\propto \binom{y}{n} \theta^n (1-\theta)^{y-n} \cdot \frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y!} \cdot \theta^{n-1} (1-\theta)^{n-1}$$

$$\propto \frac{1}{n! (y-n)!} \theta^n (1-\theta)^{y-n} \cdot e^{-\lambda} \lambda^y \cdot \theta^{n-1} (1-\theta)^{n-1}$$

$$\therefore \pi(\gamma, \theta | x = n) \propto \frac{\lambda^y}{(y-n)!} \theta^{n+y-1} (1-\theta)^{y-n+n-1}$$

portanto é valido p/ $y \geq n$ e $\theta \in [0,1]$